


# La croissance du revenu des retraités en Europe peut-elle être considérée comme pro-pauvres ?

Bérangère Legendre, doctorante à l'université d'Orléans,  
LEO (laboratoire d'économie d'Orléans) – UMR CNRS 6221





**R**écemment, la possibilité d'étendre aux hommes la majoration de durée d'assurance accordée aux femmes et comptant pour le calcul des droits à la retraite a fait débat, suite à un arrêt de la Cour de cassation de 2006, confirmé en 2009. Cet arrêt, fondé sur l'article 14 de la Convention européenne des droits de l'homme, conclut qu'il n'existe aucune différence « objective et raisonnable » entre une femme n'ayant pas interrompu sa carrière pour élever ses enfants et un homme ayant élevé seul ses enfants. Cette majoration de durée d'assurance a pour objectif de pallier les inégalités de retraite entre hommes et femmes. Des motifs professionnels sont souvent à l'origine des inégalités de genre entre retraités. C'est pourquoi plusieurs pays européens cherchent à développer des mécanismes de compensation à destination des femmes. Ce type de mesure peut être inclus dans un ensemble de politiques sociales à but redistributif à destination des retraités. Bien comprendre l'effet des mesures de redistribution semble nécessaire dans un contexte de réformes parfois structurelles des systèmes de retraite visant à assurer la pérennité des systèmes par répartition.

Si les inégalités de genre (Bonnet, Buffeteau et Godefroy, 2004 ; Bonnet et Geraci, 2009) ou les disparités d'espérance de vie (Monteil et Robert-Bobée, 2005 ; Bommier, Magnac, Rapoport et Roger, 2005 ; Whitehouse et Zaidi, 2008)<sup>1</sup> entre retraités font couramment l'objet de travaux tant empiriques que théoriques, la répartition de la croissance des revenus entre retraités n'a pas donné lieu, à notre connaissance, à des travaux spécifiques. Pourtant, la croissance des revenus peut être considérée comme un vecteur potentiel de réduction des inégalités au sein de cette population.

Le présent article vise à mettre en évidence l'effet des dépenses publiques de protection sociale sur la croissance du revenu moyen des retraités, classés par quantiles de population. Ces dépenses permettent-elles aux individus retraités des quantiles les plus pauvres de voir leur revenu moyen croître plus que le revenu moyen des retraités dans leur ensemble ? Et dans ce cas, la mobilité des individus sur l'échelle des revenus permet-elle une réduction des inégalités ?

<sup>1</sup> La relation entre le statut socio-économique, la santé et le niveau de vie a été traité de manière approfondie dans beaucoup de pays. Voir Goldman (2001) pour une revue de la littérature sur le sujet et les différents liens mis en évidence dans la littérature, puis Adams, Hurd, McFadden, Merrill et Ribeiro (2003) pour les États-Unis, ou encore Attanasio et Emmerson (2001) pour le Royaume-Uni.

Nous constatons notamment qu'en Allemagne au cours des années 1990, les revenus des retraités les plus pauvres ont augmenté plus rapidement que les revenus des retraités les plus riches. En revanche, en Irlande, ce sont les plus riches qui semblent avoir bénéficié le plus des retombées de la croissance économique de cette période. Nous montrons également l'importance des dépenses liées au paiement des pensions publiques dans la réduction des inégalités entre retraités.

La première partie de ce travail rappelle les liens théoriques entre croissance des revenus des retraités et inégalités. La deuxième partie développe une analyse statistique des inégalités et des dépenses sociales dans les pays européens entre 1996 et 2000. Enfin, une modélisation en panel est proposée afin de mettre en lumière les facteurs expliquant la probabilité que le revenu moyen des quantiles de population retraitée ait augmenté plus que le revenu moyen.

### **Point sur la littérature : croissance du revenu des retraités et inégalités**

Dans cet article, nous considérons la disparité des revenus au sein des pays européens. Lorsque nous donnons une mesure des inégalités, nous mentionnons l'indice de Gini (1921), indicateur le plus souvent mobilisé<sup>2</sup>, compris entre zéro et un, zéro représentant la plus parfaite égalité et un, le niveau d'inégalité le plus élevé.

Analyser spécifiquement la croissance des revenus des retraités revient à s'interroger sur le ciblage des politiques sociales<sup>3</sup>, mais aussi sur la progressivité des prestations sociales ou encore sur leur caractère redistributif. Tandis que le ciblage désigne le fait de conditionner l'accès aux prestations, la progressivité et la redistribution font respectivement référence au profil croissant des prestations en comparaison du revenu des ménages, et à la modification de la distribution des revenus après mise en place des politiques sociales.

Dans ce contexte, nous nous intéressons plus particulièrement aux transferts sociaux en faveur des retraités. Barr (2001) identifie les principales finalités des systèmes de retraite et plus généralement de l'État Providence, qu'il classe en deux grands objectifs : l'objectif « tirelire » et l'objectif « Robin des Bois ». Le premier consiste à assurer une redistribution des moyens sur le cycle de vie. Lorsque les individus partent en retraite, le système de protection sociale leur reverse un revenu pour lequel ils ont cotisé durant la vie active. Cette redistribution s'opère en milieu et en fin de vie, tandis que les politiques sociales ayant trait à l'éducation entraînent une redistribution en faveur des individus en début de vie. Cet objectif « tirelire » renvoie à une définition bismarckienne du système de retraite : l'assuré ayant cotisé durant sa vie active, reçoit en échange une pension calculée en proportion de ses revenus et au titre de sa contribution passée. La notion d'objectif « tirelire » est alors liée à la question du degré

2 Les personnes âgées les plus exposées au risque de pauvreté sont souvent les femmes, ce que la littérature a abondamment mis en évidence (Rupp, Strand et Davies, 2003). Le risque de pauvreté parmi les retraités est traité dans de nombreux travaux, et ce, parfois en relation avec les différents dispositifs d'assistance sociale (Davies et Favreault, 2003 ; Engelhardt et Gruber, 2004).

3 Lorsque le pays n'est pas encore répertorié dans la base en 1994, nous n'effectuons les calculs que pour la période disponible. Tous les pays étant répertoriés dans la base à partir de 1996, les années 1996-2000 sont utilisées pour le travail économétrique qui suit.

souhaité de contributivité du système de retraite. Par opposition, l'objectif « Robin des Bois » correspond à une redistribution des richesses des riches vers les plus pauvres pour éviter l'exclusion sociale, et ce, grâce à la perception de l'impôt. Une illustration de la poursuite de cet objectif peut être donnée à travers l'existence des minima sociaux mais aussi par l'existence de pensions uniformes et universelles dans les systèmes de retraite dits *beveridgiens*.

L'OBJECTIF « ROBIN DES BOIS » CORRESPOND À UNE REDISTRIBUTION DES RICHESSES DES RICHES VERS LES PLUS PAUVRES POUR ÉVITER L'EXCLUSION SOCIALE, ET CE, GRÂCE À LA PERCEPTION DE L'IMPÔT.

Stalhberg (2007) montre qu'en moyenne, plus les plus pauvres font l'objet d'une politique de ciblage, plus ils bénéficient de redistribution de la part des riches, au détriment d'une redistribution sur le cycle de vie. En effet, si les plus pauvres perçoivent des revenus sociaux dont l'origine est la taxation des plus riches, il est moins nécessaire d'opérer des prélèvements sur leurs revenus d'activité considérés comme plus faibles. Alors, ce type de politique peut entraîner une baisse des inégalités. À l'inverse, la redistribution sur le cycle de vie n'entraîne pas de baisse des inégalités sur toute la durée de vie, mais simplement à des moments donnés (Aberg, 1989).

Les cotisations retraites correspondent-elles plus à une redistribution au cours de la vie ou font-elles écho à des objectifs de redistribution entre les différentes catégories de population ? D'après l'Organisation de coopération et de développement économique (OCDE), il semblerait que plus un pays s'appuie sur la redistribution entre riches et pauvres, moins il dépense. Suivant ce constat, les pays ayant réduit les inégalités entre retraités devraient également être les pays aux dépenses de retraites les plus basses. Cette conclusion semble aller à l'encontre de l'idée communément répandue selon laquelle les pays aux dépenses sociales élevées auraient aussi des niveaux d'inégalités plus faibles. Néanmoins, le caractère redistributif d'un système de protection sociale et un niveau élevé des dépenses de protection sociale ne vont pas obligatoirement de pair. Les systèmes *beveridgiens*, en assurant un taux de remplacement plus élevé aux individus les plus pauvres, peuvent être caractérisés comme redistributifs. Cela ne signifie en aucun cas qu'ils assurent une pension universelle élevée, ni que les dépenses publiques soient, elles aussi, élevées.

Les différentes caractéristiques des systèmes de retraite, et plus généralement des systèmes de protection sociale renvoient aussi à l'existence de différents systèmes sociaux, mentionnés par Sapir (2000) : les systèmes nordique, méditerranéen, continental et anglo-saxon. L'auteur met en évidence l'existence de quatre modèles sociaux en Europe sur la base de grands critères. L'aptitude à réduire les inégalités ou le risque de pauvreté en est un. Les politiques sociales qui, selon lui, doivent être réformées dans nombre de pays européens, incluent les réformes de systèmes de retraite. Or, Sapir identifie les modèles continental et nordique comme les seuls à même de lutter efficacement contre le risque de pauvreté et les inégalités.

La littérature montre en quoi les politiques sociales à but redistributif permettent un recul des inégalités. Nous choisissons donc un certain nombre de dépenses publiques comme facteur d'impact sur la mobilité des retraités dans l'échelle des revenus, et donc comme potentiel levier d'action sur les inégalités.

## Croissance du revenu des retraités et évolution des inégalités : statistiques descriptives

L'analyse de la croissance des revenus des retraités à laquelle nous procédons est mise en relation avec la croissance du revenu moyen des retraités. Nous ne nous focalisons pas sur les choix d'indexation et de répartition des fruits de la croissance entre actifs et retraités. Autrement dit, étant donné la croissance du revenu des retraités, nous cherchons à comprendre comment a évolué la distribution des revenus des retraités en Europe sur la période 1996-2000.

Par retraité, nous entendons toute personne se déclarant en retraite dans l'enquête du panel communautaire. Le risque de cette approche est que les répondants à l'enquête se déclarent retraités, car ils sont retirés de l'activité professionnelle, sans pour autant avoir liquidé leurs droits à la retraite. L'enquête du panel communautaire ici mobilisée a été menée auprès de ménages européens entre 1994 et 2001, sur des thèmes divers, comme les revenus, la santé ou encore l'éducation.

Onze pays (Belgique, Danemark, Allemagne, Espagne, France, Irlande, Luxembourg, Autriche, Portugal, Grande-Bretagne, Grèce) sont répertoriés de 1994 à 2000<sup>4</sup> pour tenter de voir si durant cette période de forte croissance, les quantiles d'individus les plus pauvres de chaque pays ont bénéficié d'une croissance de leur revenu supérieure à la moyenne des retraités. Nous essaierons ensuite de mettre en lumière le rôle des dépenses publiques de protection sociale et de certains autres facteurs dans cette évolution grâce à une analyse de probit en panel.

L'analyse de la pauvreté relative et des inégalités est réalisée à l'aide des revenus nets totaux annuels déclarés par les personnes interrogées dans l'enquête<sup>5</sup>. Les revenus nets totaux renseignés dans le panel communautaire intègrent les revenus du travail, les transferts sociaux, tels les pensions, les revenus du capital et de la propriété. Des données strictement individuelles sont considérées. Beaucoup de travaux sur les inégalités privilégient une approche par unité de consommation dans les ménages de manière à se focaliser sur le bien-être des individus, plus que sur le revenu monétaire en lui-même. Néanmoins, nous nous focalisons ici sur la formation des revenus individuels, car l'une des causes majeures de pauvreté parmi les retraités est l'isolement passé un certain âge. Il nous apparaît donc important d'étudier comment un certain nombre de politiques sociales peuvent influencer les revenus individuels.

Les revenus moyens, en monnaie constante et par décile, ont été calculés à partir de la variable mentionnée ci-dessus. L'inflation a été corrigée à l'aide de la croissance annuelle de l'indice des prix à la consommation de l'OCDE dans chaque pays. Par la suite, le calcul entre deux périodes des taux de croissance  $g_{q,t}^i$  des revenus moyens de retraités par pays  $i$  permet de comparer l'évolution des revenus de chaque quantile

4 Lorsque le pays n'est pas encore répertorié dans la base en 1994, nous n'effectuons les calculs que pour la période disponible. Tous les pays étant répertoriés dans la base à partir de 1996, les années 1996-2000 sont utilisées pour le travail économétrique qui suit.

5 L'approche privilégiée ici est donc une approche en termes de flux. Néanmoins, les revenus totaux étant pris comme référence pour le calcul des indices d'inégalité, les revenus des capitaux sont inclus, captant ainsi en partie les inégalités patrimoniales.

$q$  et du revenu moyen des retraités. Notre variable  $\gamma_{q,t}^i$  est la moyenne de la variable « revenus nets totaux annuels » du panel communautaire et ce, pour la population ordonnée en quantiles dans chaque pays.

$$g_{q,t}^i = \frac{y_{q,t}^i}{y_{q,t-1}^i} - 1$$

Les quantiles suivants sont étudiés : les 5 %, 10 % et 25 % les plus pauvres, puis le décile intermédiaire autour de la médiane, et enfin les 25 %, 10 %, et 5 % les plus riches (tableau 1). Des groupes homogènes d'individus sont considérés chaque année. Bien que ciblant certains individus, notre analyse n'en reste pas moins macroéconomique. Les retraités ne sont pas identifiés, et les individus constituant le décile le plus pauvre à une date donnée peuvent ne plus en faire partie l'année suivante. Notre analyse ne porte pas sur les individus, mais sur les groupes constitutifs de l'échelle des revenus.

**Tableau 1 > Taille de l'échantillon ayant servi au calcul des revenus moyens par quantile et par pays**

	1996	1997	1998	1999	2000
<b>Allemagne</b>	1 924	1 967	1 925	1 931	1 921
<b>Belgique</b>	1 151	1 070	1 015	956	909
<b>Danemark</b>	823	761	664	660	617
<b>Espagne</b>	1 986	1 914	1 817	1 788	1 698
<b>France</b>	2 467	2 319	2 383	2 309	2 250
<b>Irlande</b>	588	546	508	466	398
<b>Luxembourg</b>	963	938	900	831	826
<b>Autriche</b>	1 206	1 205	1 168	1 137	1 126
<b>Portugal</b>	216	2 093	1 960	2 010	2 080
<b>Royaume-Uni</b>	1 373	1 384	1 393	1 412	1 394
<b>Grèce</b>	2 092	2 123	2 050	1 999	1 946

Sources : calculs de l'auteur, panel communautaire.

Quatre des pays considérés ont vu les inégalités entre retraités diminuer au cours des années 1990 : la Belgique, l'Allemagne, la Grèce et le Royaume-Uni. En effet, les coefficients de Gini ont diminué entre 1996 et 2000. En Allemagne, le revenu des quantiles les plus pauvres a augmenté tandis que celui des individus les plus riches a légèrement diminué et ce, sur toute la période. On peut donc qualifier la croissance des revenus moyens des retraités de « pro-pauvres » (Ravallion et Chen, 2003) en Allemagne. Suivant la définition de Ravallion et Chen (2003), un phénomène de redistribution entre les plus riches et les plus pauvres peut être observé. Plus les quantiles de population sont riches, moins leur revenu a cru sur la période 1994-2000 :

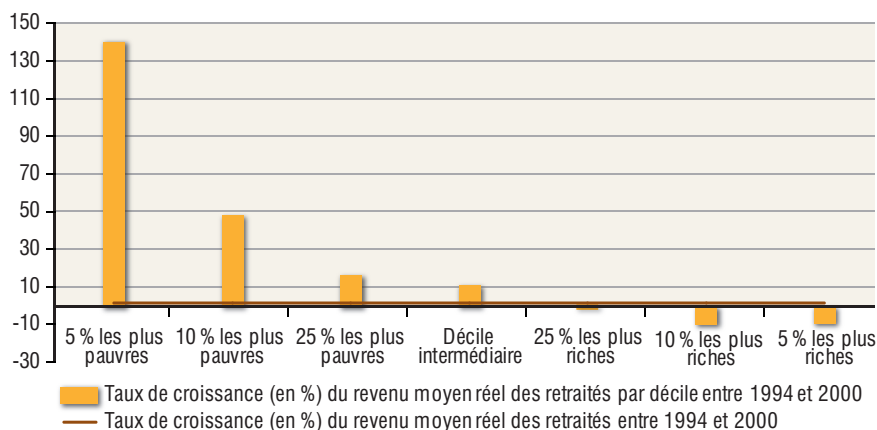
$$g_{q+1,t} < g_{q,t}, \forall q$$

Le coefficient de Gini des personnes retraitées en Allemagne est passé de 0,38 en 1994 à 0,31 en 2000 (tableau 2). Il s'agit de la plus forte baisse dans le panel. Pour les retraités grecs, il est passé de 0,46 en 1995 à 0,4 en 2000.

**Tableau 2 > Coefficients de Gini**

	1996	1997	1998	1999	2000
<b>Belgique</b>	0,284	0,31	0,281	0,31	0,27
<b>Danemark</b>	0,234	0,24	0,252	0,24	0,25
<b>Allemagne</b>	0,346	0,33	0,315	0,31	0,31
<b>Espagne</b>	0,279	0,28	0,29	0,29	0,28
<b>France</b>	0,361	0,36	0,364	0,36	0,36
<b>Irlande</b>	0,322	0,32	0,324	0,33	0,33
<b>Luxembourg</b>	0,241	0,24	0,24	0,24	0,25
<b>Autriche</b>	0,309	0,31	0,304	0,3	0,31
<b>Portugal</b>	0,392	0,39	0,409	0,4	0,4
<b>Royaume Uni</b>	0,343	0,33	0,336	0,34	0,32
<b>Grèce</b>	0,441	0,44	0,44	0,43	0,4

Sources : calculs de l'auteur, panel communautaire.

**Graphique 1 > Taux de croissance des revenus des retraités, classés par quantile, entre 1994 et 2000, Allemagne**

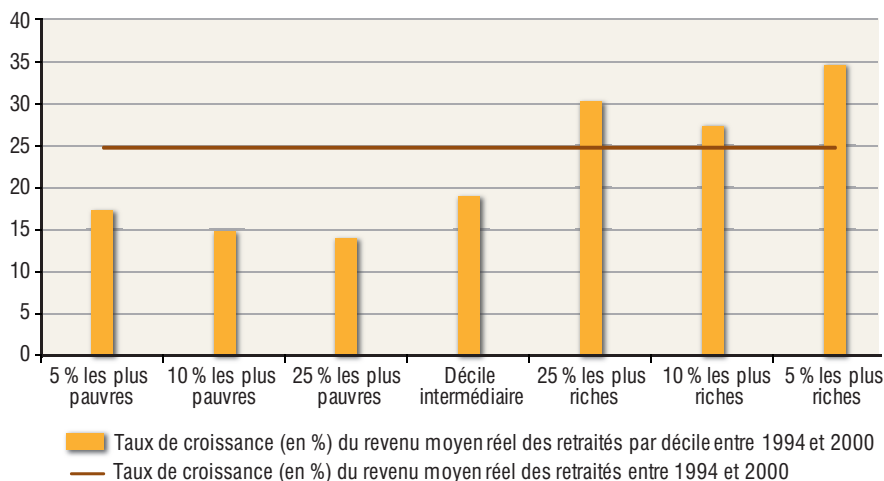
Sources : calculs de l'auteur, panel communautaire.

À l'opposé, 3 des 11 pays ont vu les inégalités entre retraités augmenter au moins légèrement : le Danemark, le Portugal et l'Irlande. Cette dernière a connu la plus forte hausse : le coefficient de Gini est passé de 0,3 en 1994 à 0,33 en 2000. Le graphique 2 montre à l'évidence qu'en moyenne, les personnes appartenant aux quantiles les plus élevés ont bénéficié d'une croissance de leur revenu supérieure à ce qu'ont connu les individus appartenant aux quantiles plus pauvres.

Comme nous l'avons indiqué ci-dessus, aborder la question du bénéfice de la croissance du revenu parmi les retraités revient à s'interroger également sur la redistribution entre les différentes catégories de la population retraitée. C'est pourquoi nous nous intéressons aux phénomènes macroéconomiques qui pourraient potentiellement expliquer que le revenu d'individus de certains déciles augmente plus que la moyenne dans un panel de pays européens.



**Graphique 2 > Taux de croissance des revenus des retraités, classés par quantile, entre 1994 et 2000, Irlande**



Sources : calculs de l'auteur, panel communautaire.

Aussi, plusieurs statistiques macroéconomiques, en pourcentage du PIB ou rapportées à la taille de la population, sont mobilisées. Ces variables sont tirées de la base de données des dépenses sociales de l'OCDE. Nous les avons retenues, car l'existence même des systèmes de retraite et de protection sociale est fondée sur une logique d'assurance et de solidarité au sein de la population. Autrement dit, s'il y a redistribution, alors les variables de dépenses sociales sont censées avoir un pouvoir explicatif sinon important, du moins non négligeable. Comme nous nous intéressons prioritairement aux dépenses ayant trait à la population des personnes retraitées, nous retenons les variables correspondant aux risques sociaux, telles la vieillesse, la maladie ou l'invalidité (voir ci-dessous), plutôt que d'autres variables, telles les allocations familiales ou allocations logement qui touchent une catégorie de la population beaucoup plus large :

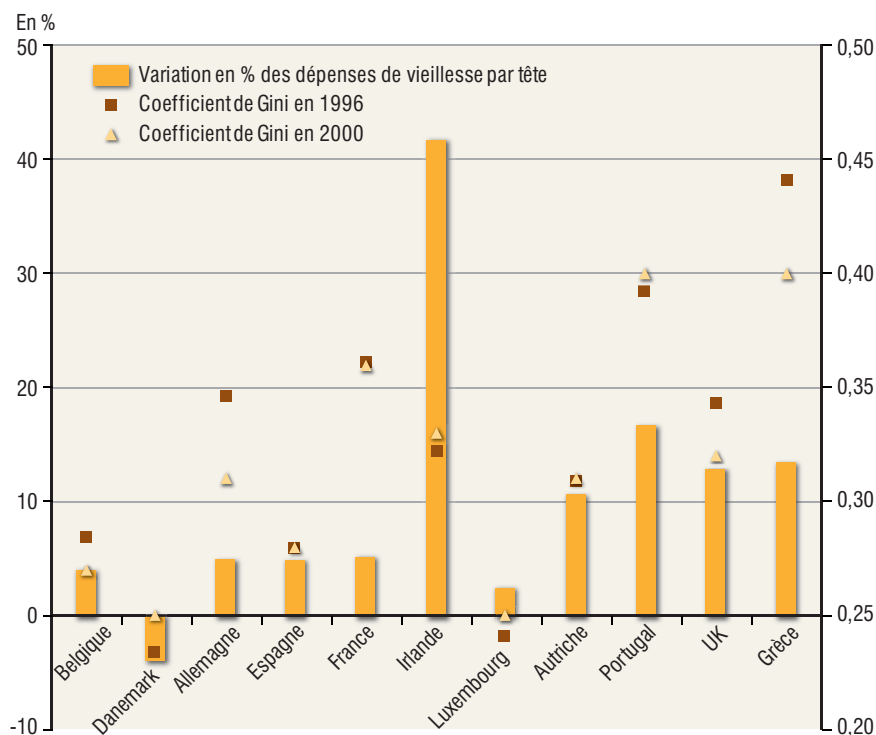
- les dépenses vieillesse par individu retraité, comprenant le versement des pensions mais aussi diverses prestations en nature (comme en France, l'assistance dans les tâches de la vie quotidienne). Elles sont également observées en pourcentage du PIB ;
- les prestations liées à l'incapacité, comprenant principalement les pensions d'invalidité, mais aussi divers services en nature aux individus en incapacité de travailler. Cette donnée est exprimée en pourcentage du PIB, car elle ne concerne pas exclusivement les retraités ;
- les dépenses relatives au paiement des pensions de réversion rapportées à la taille de la population retraitée, mais également observées en pourcentage du PIB ;
- et enfin les dépenses publiques de santé, elles aussi exprimées en pourcentage du PIB.

L'utilisation des dépenses de santé comme élément de protection sociale relève d'une logique différente de la mobilisation des dépenses donnant lieu à des prestations à destination des assurés. En effet, les dépenses de santé influencent le revenu disponible des ménages, non pas grâce à des transferts, mais par le biais des prélèvements en amont.

Par ailleurs, le versement des pensions est considéré comme une dépense sociale dans la base de données de l'OCDE. Il nous faut toutefois apporter une précision sur cette dénomination. Dans un système de tradition bismarckienne, la pension correspond à l'effort contributif des assurés durant leur vie active. C'est pourquoi qualifier le paiement des pensions de dépenses publiques peut être considéré comme abusif. À l'opposé, dans un système beveridgien où l'impôt permet de financer la pension universelle, le paiement des pensions correspond bien à un poste de dépenses publiques. Par souci de simplicité, et suivant la dénomination utilisée par l'OCDE, lorsque nous mentionnons les dépenses publiques de protection sociale au cours de cet article, nous parlons également des pensions versées par le système public de retraite.

Dans cinq pays de l'échantillon, les dépenses consacrées à la vieillesse, exprimées en pourcentage du PIB, ont diminué entre 1996 et 2000 (Belgique, Danemark, Espagne, France, Luxembourg). Parmi eux, quatre pays, le Danemark, l'Espagne, la France et le Luxembourg ont vu les inégalités stagner ou croître (graphique 3).

**Graphique 3 > Variation des dépenses vieillesse par tête entre 1996 et 2000, et coefficients de Gini**



Lecture : échelle de gauche = variation en pourcentage des dépenses vieillesse par tête ; échelle de droite = coefficient de Gini.  
Sources : calculs de l'auteur, panel communautaire.

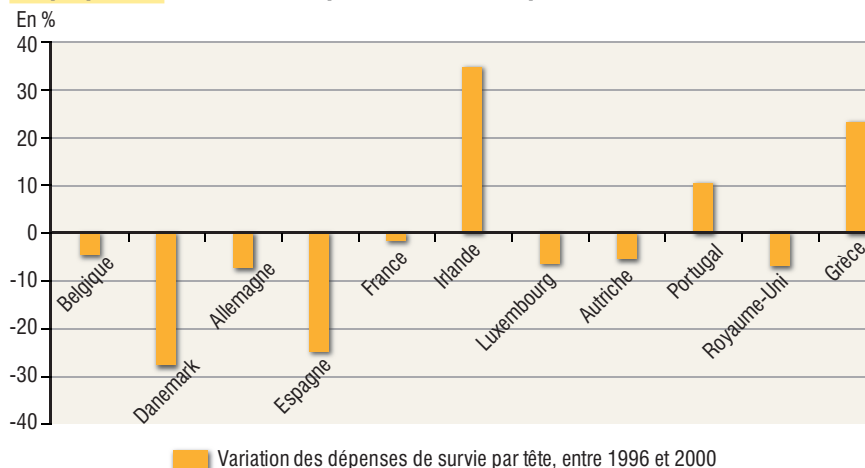
En Allemagne, au Portugal et en Grèce, les dépenses vieillesse en pourcentage du PIB se sont accrues. La plus forte hausse de la part des dépenses vieillesse dans le PIB a été observée en Grèce où la progression a été de 7,05 %. C'est en Grèce égale-

ment que le coefficient de Gini a le plus diminué sur la période (0,46 en 1995 à 0,4). Néanmoins, si les dépenses vieillesse sont rapportées à la taille de la population retraitée, nous observons que seul le Danemark subit une baisse. Par ailleurs, les dépenses par tête se sont considérablement accrues en Irlande puisqu'elles ont augmenté de 40 %. Entre 1998 et 1999, les dépenses vieillesse ont augmenté de 32 %, passant de 1 932 millions d'euros à 2 546 millions d'euros, exprimés en valeurs 2000. Ce résultat est dû à l'enrichissement du pays, car la part des dépenses de vieillesse dans le PIB ne s'est pas accrue.

Les autres variables utilisées sont les dépenses ayant trait aux pensions de réversion, rapportées également à la taille de la population retraitée, les dépenses de santé et les prestations invalidité en pourcentage du PIB.

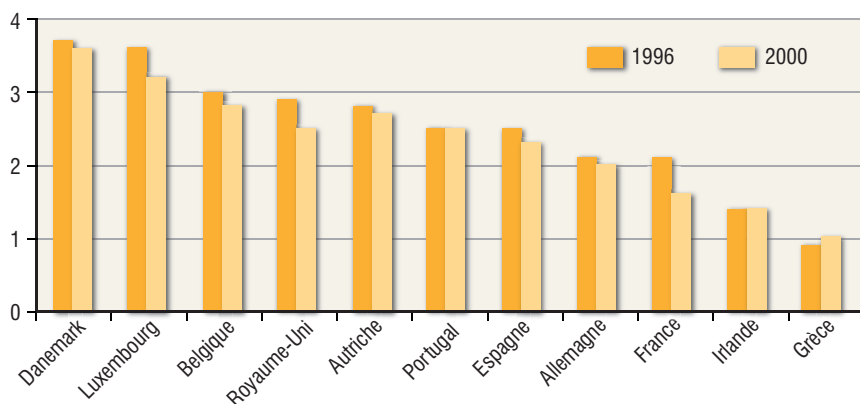
Les dépenses liées au paiement des pensions de réversion ont eu tendance à stagner proportionnellement au PIB, voire à diminuer dans les pays étudiés (graphique 4). Seule la Grèce les voit augmenter très légèrement de 0,7 % du PIB à 0,8 %. En Belgique, en France, au Luxembourg, en Espagne, en Autriche et en Allemagne, elles diminuent légèrement. En revanche, lorsque ces dépenses sont exprimées par individu retraité, nous observons qu'elles ont diminué dans la plupart des pays du panel, à l'exception de l'Irlande, la Grèce et le Portugal. Le Danemark et l'Espagne ont connu la baisse la plus conséquente. En Irlande, en Grèce et au Portugal, les dépenses de réversion par tête se sont accrues. En 2000, les dépenses par tête les plus importantes sont observées en Belgique, en France et au Luxembourg. À l'inverse, le Danemark ne consacre que très peu de dépenses à ce poste.

**Graphique 4 > Variation des dépenses de réversion par tête, entre 1996 et 2000**



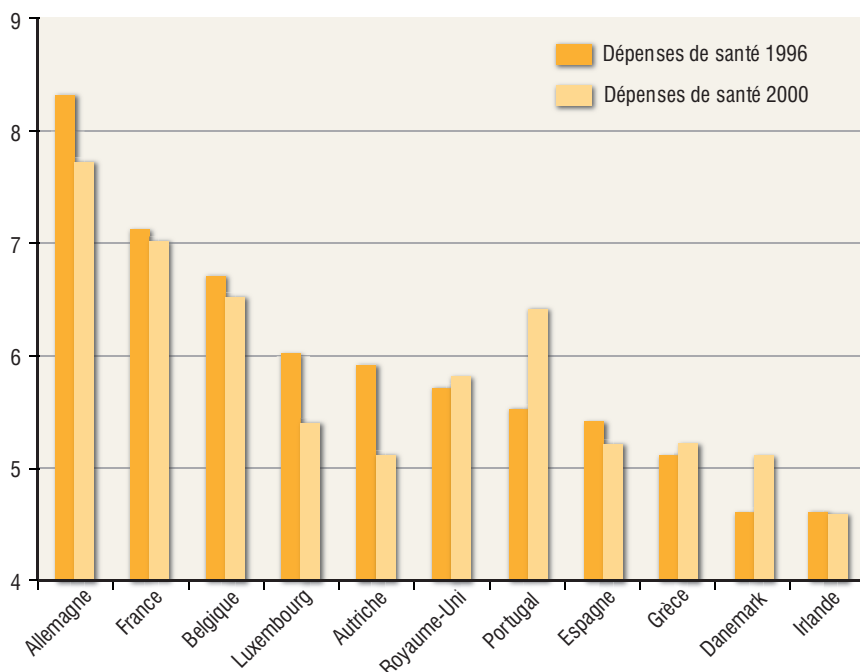
Sources : calculs de l'auteur, panel communautaire.

De la même manière, les dépenses consacrées aux prestations invalidité (graphique 5) ont tendance à diminuer légèrement en pourcentage du PIB entre 1996 et 2000 dans tous les pays, sauf au Portugal où elles stagnent à 2,5 % du PIB, et en Grèce où elles passent de 0,9 à 1 % du PIB. Les dépenses invalidité les plus élevées sont observées au Danemark, au Luxembourg et en Belgique. La Grèce connaît les dépenses les plus faibles.

**Graphique 5 > Prestations invalidité en pourcentage du PIB, années 1996 et 2000**

Sources : calculs de l'auteur, panel communautaire.

Les dépenses de santé (graphique 6) ont quant à elles augmenté dans quatre pays : le Royaume-Uni, la Grèce, le Portugal et le Danemark. Mais les pays consacrant le plus de dépenses à la santé sont l'Allemagne, la France, et encore une fois la Belgique. À l'opposé, les dépenses les plus faibles sont observées en Irlande et en Grèce.

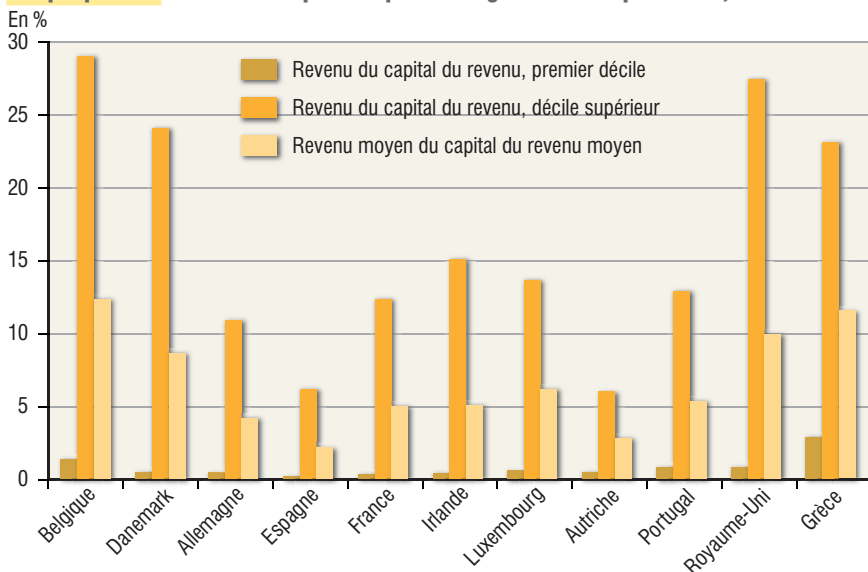
**Graphique 6 > Dépenses de santé en pourcentage du PIB, années 1996 et 2000**

Source : calculs de l'auteur, panel communautaire.

Une dernière catégorie de données est utilisée pour tenter d'appréhender les éléments expliquant la croissance du revenu des retraités issus des différents déciles du panel : le taux d'épargne des ménages par pays issu de la base de données de l'OCDE, le revenu moyen du capital en pourcentage du revenu moyen du décile de retraités issu du panel communautaire, et le revenu moyen du capital en pourcentage du revenu moyen des retraités dans le pays, également tiré du panel communautaire. Tandis que le taux d'épargne donne une indication macroéconomique, la base de données du panel communautaire peut nous fournir des données plus désagrégées de revenu du capital par décile. Ainsi, nous utilisons une indication précise quant au comportement d'épargne de groupes d'individus ciblés, mais aussi une indication moyenne du comportement des retraités. Le taux d'épargne, quant à lui, capte le comportement de toute la population. Le taux d'épargne des ménages décroît de manière significative en Espagne (de 16,5 à 11 % de 1996 à 2000), et au Royaume-Uni (de 9,5 à 5 %). Le taux d'épargne des ménages danois est nul, voire négatif sur la période : il passe de 0,9 % en 1996 à -1,87 % en 2000.

Enfin, nous constatons sur le graphique 7 que les pays aux revenus du capital<sup>6</sup>, proportionnellement les plus élevés par rapport aux revenus globaux, sont la Belgique, le Danemark, la Grèce et le Royaume-Uni. Cela se vérifie particulièrement en ce qui concerne le ratio du revenu du capital moyen et du revenu moyen, et le ratio propre aux individus les plus riches. En Belgique, le revenu du capital des 10 % de retraités les plus riches représente près de 30 % du revenu. Par ailleurs, la forte part du revenu du capital dans le revenu des retraités danois semble contradictoire au premier abord avec le très faible taux d'épargne des ménages.

**Graphique 7 > Revenu du capital en pourcentage du revenu par décile, année 2000**



Sources : calculs de l'auteur, panel communautaire.

<sup>6</sup> Le revenu du capital inclut les différents revenus tirés de la détention de titres et autres capitaux mobiliers.

## Progression des revenus du premier et du dernier quantile de retraités : une modélisation en panel

Notre objectif est de comprendre quels facteurs permettent la redistribution des richesses entre individus de différents quantiles ou, au contraire, la contraignent. Nous avons constaté que seuls 4 des 11 pays étudiés avaient vu les inégalités entre retraités diminuer au cours des années 1990 (Belgique, l'Allemagne, Grèce et Royaume-Uni). Dans ces pays, et plus particulièrement en Allemagne, la représentation graphique de l'incidence de la croissance semble mettre en évidence une croissance du revenu des déciles défavorisés plus importante que la moyenne et simultanément une baisse du revenu des plus pauvres.

Nous nous interrogeons donc sur les facteurs explicatifs de ces phénomènes : quelles variables sont en mesure d'expliquer que le revenu de certains quantiles de retraités ait augmenté plus que le revenu moyen des retraités ? Deux déciles de population sont considérés, ils donneront lieu à la mise en œuvre de deux modèles économétriques différents qui testeront la même gamme de variables explicatives potentielles. Ces deux déciles sont les 10 % les plus défavorisés de la distribution et les 10 % les plus aisés.

Nous retenons comme variable à expliquer ( $y^i_t$  pour le décile inférieur et  $y^{st}_t$  pour le décile supérieur) une variable binaire prenant la valeur 1 si le revenu moyen du décile de retraités considéré a crû plus que le revenu moyen des retraités, et 0 dans le cas contraire. Le choix d'une méthode basée sur l'explication des variables binaires plutôt que sur les taux de croissance eux-mêmes s'explique par la volonté d'extraire également une information ayant trait aux inégalités. Nous pouvons ainsi identifier des facteurs potentiellement réducteurs ou au contraire aggravant des inégalités puisque nous utilisons un seuil normatif de pauvreté implicitement représenté dans la variable binaire. Un probit en panel est mis en œuvre afin d'identifier les facteurs ayant un impact sur la probabilité des individus de bénéficier d'un taux de croissance du revenu supérieur à la moyenne. Par la suite une régression visant à expliquer les coefficients de Gini nous permettra de vérifier les conclusions établies grâce au modèle probit en panel.

Les facteurs explicatifs retenus sont deux ordres : d'une part, un ensemble de variables macroéconomiques représente les caractéristiques des systèmes de protection sociale, et d'autre part, trois variables sont mobilisées pour appréhender l'importance de l'épargne et de l'accumulation de capital dans le fait de voir croître les revenus plus ou moins que la moyenne.

**Les variables du premier groupe, mentionnées et décrites ci-dessus, sont issues de la base de données de l'OCDE, elles comprennent :**

- les dépenses vieillesse par tête ( $dvp_{it}$ );
- les prestations invalidité en pourcentage du PIB ( $pi_{it}$ );
- les dépenses de réversion par tête et en pourcentage du PIB ( $dsp_{it}$ );
- les dépenses de santé en pourcentage du PIB ( $dsa_{it}$ ).

Ces différentes variables sont exprimées en niveau.

**Les variables du second groupe, elles aussi étudiées dans la première partie de ce travail, regroupent :**

- le taux d'épargne des ménages en pourcentage du PIB ( $epm_{it}$ ), pour l'ensemble de l'échantillon ;
- le revenu moyen du capital en part du revenu moyen parmi tout l'échantillon de retraités ( $revm_{it}$ ) ;
- le revenu moyen du capital du premier décile en pourcentage de son revenu moyen ( $revd_{it}$ ) ;
- le revenu moyen du capital du décile supérieur en pourcentage de son revenu moyen ( $revds_{it}$ ).

Ces dernières variables ont pour but de tenir compte de facteurs plus individuels pour certaines, représentant les autres sources de revenu potentielles des retraités que sont les revenus de l'épargne. Par ailleurs, les revenus du capital illustrent en partie le stock de capital que les agents ont à disposition. Or, le patrimoine est une des sources d'inégalités à la retraite. Nous nous interrogeons donc sur le rôle qu'il a à jouer, non pas sur les niveaux de revenus, mais sur leur croissance, relativement à la croissance du revenu moyen.

La méthodologie employée permet de capter l'hétérogénéité inobservée dans les pays de l'échantillon. Cette hétérogénéité peut être retranscrite par le biais d'effets fixes propres aux pays, par le biais d'effets aléatoires indépendants des variables explicatives du modèle, ou encore grâce à des effets aléatoires corrélés avec les régresseurs du modèle.

Nous optons pour une modélisation à effets aléatoires qui permet d'exclure la thèse selon laquelle les différences entre pays seraient de type déterministe. Par ailleurs, la taille limitée de notre échantillon nous conduit à exclure la modélisation à effets fixes, préférée dans le cas de figure où l'échantillon de données est exhaustif. Nous proposons une première spécification à erreurs composées, puis une seconde à effets aléatoires corrélés pour tenir compte d'une potentielle corrélation entre les effets individuels et les régresseurs.

## Résultats : les dépenses publiques de pensions permettent un recul des inégalités

Les résultats relatifs au premier modèle, parmi les deux mis en œuvre, sont les plus significatifs. Rappelons que les deux modèles nous conduisent à tester les variables endogènes binaires représentant le fait de bénéficier ou non d'une croissance du revenu moyen supérieure à la croissance du revenu moyen des retraités dans leur ensemble, d'une part pour les retraités du premier décile (modèle 1), et d'autre part pour les retraités du décile supérieur (modèle 2).

Lorsque nous estimons le deuxième modèle, propre aux individus du décile supérieur, nous constatons que peu de variables peuvent être considérées comme statistiquement significatives.

Globalement, les variables représentant les caractéristiques des systèmes de protection sociale semblent significatives dans le premier modèle, mais nettement moins dans le second. Les systèmes de protection sociale semblent ainsi protégés les plus expo-

sés au risque de pauvreté et permettre la mobilité des plus pauvres sur l'échelle des revenus. Ces dépenses publiques permettent d'éviter que certaines catégories de la population ne décrochent du niveau de vie moyen. Le taux d'épargne des ménages pour l'ensemble de la population semble lui aussi avoir un impact significatif sur la croissance du revenu des plus pauvres puisqu'il est significatif dans le premier modèle, que les effets aléatoires soient corrélés (tableau 3) ou non (tableau 4). En revanche, il n'a pas d'influence dans le second modèle. Le coefficient du taux d'épargne des ménages a un signe négatif dans les estimations, laissant penser que plus il est élevé, plus la probabilité de pâtir d'une croissance de revenu inférieure à la moyenne est élevée pour les individus des déciles concernés.

Cinq variables semblent expliquer significativement le fait que les déciles inférieurs des retraités européens aient vu croître leur revenu moyen plus ou moins que le revenu moyen des retraités. Il s'agit des dépenses vieillesse, des dépenses d'invalidité, des dépenses liées au paiement des pensions de réversion, du taux d'épargne des ménages et du fait que le revenu des 10 % les plus riches ait crû ou non plus que la moyenne.

Le signe du coefficient relatif aux dépenses vieillesse étant positif, il semblerait que la croissance bénéficie plus au revenu des déciles inférieurs qu'au revenu moyen lorsque les dépenses vieillesse sont importantes.

Autrement dit, l'assurance vieillesse des pays européens peut potentiellement être considérée comme un facteur de réduction des inégalités dans la mesure où cette variable explicative n'est pas significative pour le décile supérieur lors de l'estimation du probit à effets aléatoire non corrélés (tableau 4). Par ailleurs, cette variable devient certes significative pour les plus riches lors de l'estimation en effets aléatoires corrélés (tableau 3), mais le signe du coefficient est négatif. Ainsi, si les dépenses vieillesse ont un effet sur la croissance du revenu des plus riches, elles ont plutôt tendance à réduire la probabilité que leur revenu ait augmenté plus que la moyenne.

Si ce facteur peut expliquer une croissance du revenu des plus pauvres plus que proportionnelle à la moyenne, il n'a pas cet effet sur les plus riches retraités. Cela est cohérent avec les conclusions de Brown et Prus (2006) montrant une dispersion des revenus de retraite moins importante que la dispersion des revenus d'activité dans les pays aux systèmes de protection sociale développés : notre résultat tend à démontrer que les dépenses vieillesse vont dans le sens d'une réduction des inégalités puisqu'ils permettent aux plus pauvres de voir leur revenu croître plus que la moyenne. Autrement dit, si des économies doivent être réalisées dans le paiement des pensions pour assurer la pérennité des systèmes de retraite existants, il ne faut pas négliger que le versement de ces revenus de substitution a un impact sur la mobilité des plus pauvres dans l'échelle des revenus. Compte tenu des contraintes démographiques et économiques rencontrées par les pays européens et plus largement par les pays de l'OCDE, dépenser moins apparaît comme indispensable. Mais comment diminuer les dépenses de protection sociale, et notamment de pension, tout en atteignant un objectif de justice sociale ? Nos résultats montrent qu'en moyenne, les systèmes européens permettent plus facilement aux individus les plus pauvres de voir leurs revenus croître plus rapidement que la moyenne. Si cela peut être considéré comme juste, alors l'architecture des systèmes telle qu'elle existe aujourd'hui en Europe devrait être préservée, et le caractère contributif accentué pour les populations les plus aisées.



**Tableau 3 > Résultats du premier et deuxième modèle, modèles à effets aléatoires corrélés**

	$y_{it}$	$ys_{it}$
$ys_{it}$	(+)**	-
$y_{it}$	-	(+)**
$dvp_{it}$	(+)**	(-)**
$dsp_{it}$	(+)*	ns
$dsa_{it}$	ns	ns
$pi_{it}$	(-)**	(+)**
$revd_{it}$	ns	-
$revds_{it}$	-	(+)**
$revm_{it}$	ns	ns
$epm_{it}$	(-)**	ns
$cons$	(+)**	ns

ns : impact non significatif

(+) : impact significatif et positif. (-) : impact significatif et négatif

Note : le degré de significativité est indiqué par le nombre d'astérisques. \* étant le degré le moins élevé de significativité et \*\* le degré le plus élevé de significativité.

**Tableau 4 > Résultats du premier et deuxième modèle, modèles à effets aléatoires non corrélés<sup>7</sup>**

	$y_{it}$	$ys_{it}$
$ys_{it}$	(+)**	-
$y_{it}$	-	(+)**
$dvp_{it}$	(+)*	ns
$dsp_{it}$	(+)*	ns
$dsa_{it}$	-0,2	ns
$pi_{it}$	(-)**	(+)**
$revd_{it}$	ns	-
$revds_{it}$	-	ns
$revm_{it}$	ns	ns
$epm_{it}$	(-)**	ns
$cons$	(+)**	ns

ns : impact non significatif

(+) : impact significatif et positif. (-) : impact significatif et négatif

Note : le degré de significativité est indiqué par le nombre d'astérisques. \* étant le degré le moins élevé de significativité et \*\* le degré le plus élevé de significativité.

Le rapport de l'OCDE consacré à la pauvreté et aux inégalités durant la seconde partie des années 1990, et datant de 2005, met en évidence le rôle joué par les prestations publiques et le système fiscal dans la réduction des inégalités entre retraités. En effet, ce travail confirme que la structure des prélèvements et des prestations pour les retraités a un effet plus marqué sur les inégalités parmi cet échantillon d'individus que parmi les personnes d'âge actif. Mais il semblerait que cet effet se soit affaibli durant la période considérée.

La même interprétation du coefficient des dépenses de réversion par tête peut être proposée : le coefficient est de signe positif. Ainsi, plus les dépenses de réversion sont élevées plus la probabilité que le revenu du décile ait crû plus que la moyenne est forte. Il s'agit là aussi d'un vecteur potentiel de réduction des inégalités dans la mesure où le même effet n'est pas observé pour le décile le plus élevé. La population concernée par les pensions de réversion est constituée essentiellement de veuves, qui dans les années 1990 pouvaient être des femmes retraitées n'ayant pas ou peu travaillé à l'âge actif. Ce type de prestations permet alors aux femmes âgées seules de bénéficier d'un revenu dont la croissance peut compenser en partie la faiblesse.

Enfin, le fait que le revenu du décile non utilisé comme variable endogène ait crû plus que la moyenne a un effet positif sur cette dernière. Cela va à l'encontre d'une répartition totalement inégalitaire de la croissance du revenu moyen : le fait que les plus riches aient vu croître leur revenu plus que la moyenne n'exclut pas qu'il en soit de même pour les plus démunis, au contraire.

7 Rappelons la signification des variables :  $dvp_{it}$  les dépenses vieillesse par tête,  $pi_{it}$  les prestations invalidité en pourcentage du PIB,  $dsp_{it}$  les dépenses de survie par tête et en pourcentage du PIB,  $dsa_{it}$  les dépenses de santé en pourcentage du PIB,  $epm_{it}$  le taux d'épargne des ménages en pourcentage du PIB, le revenu moyen du capital en part du revenu moyen parmi tout l'échantillon de retraités ( $revm_{it}$ ), le revenu moyen du capital du premier décile en pourcentage de son revenu moyen ( $revd_{it}$ ), et le revenu moyen du capital du décile supérieur en pourcentage de son revenu moyen ( $revds_{it}$ ).

Concernant toujours ce premier modèle relatif aux individus du premier décile, les prestations pour invalidité sont elles aussi considérées comme significatives. Le signe du coefficient de cette variable est négatif : plus les prestations invalidité sont importantes à l'échelle macroéconomique, plus il y a de risques que le revenu du décile inférieur n'augmente pas autant que le revenu moyen des retraités. Il semblerait que les personnes considérées comme invalides perçoivent un revenu limité à la retraite, du fait certainement de leur carrière interrompue ou heurtée. Mais les prestations invalidité sont également significatives dans le second modèle avec cette fois un coefficient positif.

Les prestations invalidité en France ont la même règle d'indexation que les prestations retraite : depuis le début des années 1990, l'évolution des pensions est adossée à l'inflation. Dans ce cas de figure, les personnes bénéficiaires de telles prestations gardent un pouvoir d'achat constant. Elles ne perçoivent pas les fruits de la croissance économique : en cas de progression des salaires plus importante, on observe un décrochage relatif des situations des personnes invalides et retraitées par rapport aux actifs. Par conséquent, les personnes en incapacité de travailler voient elles-mêmes

UNE FOIS EN RETRAITE, LE NIVEAU DE VIE DES PERSONNES INVALIDES EST DONC SOUVENT PLUS BAS.

leur situation se dégrader par rapport à leur génération, à pouvoir d'achat constant. Une fois en retraite, le niveau de vie des personnes invalides est donc souvent plus bas. Or, tandis que les prestations vieillesse classiques opèrent à la fois une redistribution au cours de la vie et une autre entre individus de différentes catégories de revenu grâce au plafond de sécurité sociale, les prestations invalidité auraient plus tendance à pallier un risque avéré, et éviter aux individus de tomber dans la pauvreté relative et absolue. Elles n'ont pas pour objectif affiché de réduire les inégalités avec les autres catégories de population. Il ne paraît pas surprenant de voir apparaître ces prestations pour le premier décile, qui statistiquement doit regrouper plus de personnes ayant eu des heurts au cours de leur vie. En revanche, nous pouvons souligner à ce stade que les prestations invalidité semblent significatives également lorsqu'il s'agit du décile supérieur. Le signe du coefficient relatif aux prestations invalidité est positif, laissant penser que pour les plus riches retraités, le fait de percevoir ce type de prestations renforce la probabilité de voir son revenu croître plus que la moyenne. Ces observations sont contradictoires avec les résultats du premier décile, ce qui nous amène donc à deux conclusions opposées, mais plausibles.

D'un côté, plus le pays verse de prestations invalidité (en pourcentage du PIB), plus il y a de possibilités que le nombre d'invalides soit important, or ces personnes sont souvent statistiquement plus pauvres, car elles ont des carrières heurtées. Dans ce cas, nous pouvons reprendre les explications avancées ci-dessus. D'un autre côté, plus ces prestations sont importantes, plus il y a de chance que le système de protection sociale soit développé et/ou performant pour prendre en charge ce type de risque. Si c'est le cas, il serait cohérent que ces prestations permettent une croissance des revenus des invalides supérieure à la moyenne. Il semble difficile de trancher entre ces deux résultats qui ne nous semblent pas compatibles.

Par ailleurs, si les plus pauvres ont vu leur revenu croître plus que la moyenne, alors les individus du décile supérieur ont une probabilité plus élevée d'être dans le même cas de figure.

Enfin, le taux d'épargne des ménages semble significatif uniquement pour le décile inférieur, comme nous l'avons mentionné ci-dessus. Plus ce taux est élevé, plus la probabilité que le revenu des individus du décile ne progresse pas autant que la moyenne est élevée. Il semble difficile d'apporter une explication définitive à ce phénomène. Toutefois, Feldstein (1974) a estimé que la mise en place d'un système de retraite par répartition aux États-Unis avait considérablement diminué les incitations à épargner dans les années 1960. Cette analyse a été sujette à controverses. Barro (1974) a notamment dénoncé ces conclusions au nom de l'équivalence Ricardienne. Nous montrons ici qu'un taux d'épargne élevé des ménages va de pair avec un faible rattrapage des revenus des retraités aux revenus les plus faibles. Les travaux de l'OCDE (2005) sur la pauvreté et les inégalités à la fin des années 1990 mettent en évidence le rôle joué par le capital dans la formation des inégalités entre retraités. Ainsi, en Grèce ou au Luxembourg, 65 % des revenus des retraités issus du capital seraient captés par les 20 % les plus riches. Dans ce travail, l'OCDE montre que l'accroissement des revenus issus de pensions privées ou du capital en général a affecté plus particulièrement la situation relative des plus riches ou des personnes à revenu intermédiaire. En effet, les taux de remplacement sont généralement plus faibles pour les personnes aux revenus d'activité élevés. Les catégories concernées, anticipant ce phénomène, se constituent une épargne personnelle en vue de la retraite. Nos résultats ne confirment pas cette conclusion. Ils tendent simplement à démontrer que les revenus du capital ont un effet négatif pour les individus les plus démunis sur la probabilité de bénéficier d'une croissance du revenu supérieure à la moyenne, freinant ainsi la probabilité de réduire les inégalités.

---

### Vérification des résultats à l'aide des coefficients de Gini

---

Nous avons cherché à observer les facteurs permettant aux 10 % les plus pauvres et aux 10 % les plus riches de voir croître leur revenu plus que la moyenne. Les résultats nous laissent penser que les variables de dépenses sociales ont un rôle à jouer dans la réduction des inégalités dans la mesure où elles semblent contribuer à la progression plus rapide des revenus des plus pauvres, alors que ce n'est pas le cas pour les individus appartenant au décile supérieur. Par ailleurs, nous ne pouvons négliger une potentielle corrélation temporelle de notre variable endogène : le fait que le revenu des individus d'un décile augmente plus que le revenu en  $t$  n'est peut-être pas indépendant du fait qu'il ait augmenté plus que la moyenne en  $t-1$ .

C'est pourquoi une régression sur coefficient de Gini nous permet de confirmer les intuitions mises à jour à l'aide des modèles probit. Nous mobilisons nos données de panel en vue d'expliquer les coefficients de Gini à l'aide des mêmes variables. Nous utilisons également les variables indiquant si le revenu des deux déciles considérés a crû plus que le revenu moyen, ce qui nous permet d'introduire dans la régression l'effet croissance, qui n'appartenait pas jusqu'à présent aux variables explicatives de nos modèles. Enfin une variable représentant le revenu moyen<sup>8</sup> des retraités est introduite. Cette régression sur le coefficient de Gini sera notre troisième modèle.

---

8 Il s'agit de la moyenne de la variable « revenu total » utilisée jusqu'à présent pour déterminer si le revenu a augmenté plus que la moyenne.

**Tableau 5 > Résultats du modèle 3, modèles à effets aléatoires non corrélés et corrélés**

	<i>gini<sub>it</sub></i> <i>Modèle à effets aléatoires non corrélés</i>	<i>gini<sub>it</sub></i> <i>Modèle à effets aléatoires corrélés</i>
<i>ys<sub>it</sub></i>	<i>ns</i>	<i>ns</i>
<i>y<sub>it</sub></i>	(-)*	(-)**
<i>dvp<sub>it</sub></i>	(-)*	(-)*
<i>dsp<sub>it</sub></i>	<i>ns</i>	<i>ns</i>
<i>dsa<sub>it</sub></i>	<i>ns</i>	<i>ns</i>
<i>pi<sub>it</sub></i>	(-)**	(-)**
<i>revm<sub>it</sub></i>	(+)**	<i>ns</i>
<i>epm<sub>it</sub></i>	(-)**	<i>ns</i>
<i>rrpc<sub>it</sub> (revenu moyen des retraités)</i>	(-)**	(-)**
<i>cons</i>	<i>ns</i>	(+)**

ns : impact non significatif. (+) : impact significatif et positif. (-) : impact significatif et négatif  
Note : le degré de significativité est indiqué par le nombre d'astérisques, \* étant le degré le moins élevé de significativité et \*\* le degré le plus élevé de significativité.

Nous avons considéré les effets comme aléatoires. En effet, lors de l'estimation de ce troisième modèle, le test de Hausman ne nous permet pas de privilégier une modélisation en effets fixes. Par ailleurs, la variation interindividuelle du coefficient de Gini est plus élevée que la variation intra-individuelle. Le test de Breusch Pagan (1979) nous conforte dans ce choix puisque nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'effets spécifiques.

Deux variables semblent avoir un effet statistiquement significatif sur le coefficient de Gini (tableau 3) et ce, avec les effets aléatoires non corrélés et corrélés : la variable indiquant si le décile inférieur a vu croître son revenu plus que proportionnellement au revenu moyen, et les dépenses vieillesse par individu. Le coefficient de cette variable étant négatif, on en conclut son effet bénéfique sur la baisse des inégalités, confirmant ainsi notre intuition première.

Par ailleurs, le signe négatif de la variable indiquant si le décile inférieur a vu croître son revenu plus que proportionnellement au revenu moyen nous laisse penser que la baisse des inégalités provient plus de la croissance du revenu des plus démunis que de la baisse du revenu du décile supérieur. En d'autres termes, le paiement des pensions issues des régimes publics, en favorisant la hausse du revenu des plus pauvres, permet de réduire les inégalités. Néanmoins, il ne faut pas perdre de vue que dans un système contributif, les écarts de revenu entre individus proviennent de la distribution primaire des revenus.

### Conclusion

La mise en perspective de la croissance des revenus des retraités en Europe entre 1994 (ou 1995) et 2000 nous a permis de voir que seule l'Allemagne a connu une croissance du revenu des retraités, qualifiable de « pro-pauvres » : plus les individus sont pauvres, plus la croissance de leur revenu a été importante. À l'opposé, l'Irlande aurait vu les inégalités croître sur la période considérée.

À la lumière de nos résultats économétriques, seules les conclusions ayant trait au premier décile nous donnent clairement un aperçu des facteurs pouvant réduire les inégalités entre retraités grâce à une mobilité des plus pauvres au sein de l'échelle des revenus. Les dépenses vieillesse des pays permettent aux plus pauvres de voir leur revenu croître plus que la moyenne. À l'opposé si les personnes de ce décile sont amenées à financer en partie leur retraite à l'aide de leur épargne propre, alors, la probabilité qu'ils décrochent des autres déciles est plus forte. En période de réforme des systèmes de retraite et de recherche d'économies, un point semble être crucial : ne pas négliger le rôle joué par la distribution des pensions publiques pour éviter le décrochage des plus pauvres. En effet, en jouant sur les niveaux de contributivité du système de retraite selon le quantile d'appartenance des individus durant la vie active, les décideurs politiques pourraient être à même de favoriser le caractère redistributif d'un système de retraite. Les gouvernements contraints aux économies en matière de dépenses publiques de protection sociale peuvent néanmoins agir sur ces niveaux de contributivité.

L'estimation du coefficient de Gini parmi les retraités confirme les résultats obtenus. Les variables macroéconomiques de protection sociale ont donc un rôle important à jouer dans la redistribution des richesses et la réduction des inégalités.

La plupart des réformes engagées en Europe ces dernières années vont cependant dans le sens d'une plus grande contributivité. En d'autres termes, les inégalités de carrières seront probablement moins atténuées sur les pensions. En parallèle, le relèvement des minima sociaux peut certes permettre à une partie plus importante des populations d'être couverte par le socle beveridgien des systèmes sociaux. Or, ce type d'évolution peut être jugé comme risqué en matière de pauvreté et de niveau d'inégalités, à la lumière des travaux de Sapir (2000). En effet, selon lui, le modèle anglo-saxon, historiquement beveridgien, ne semble pas efficace en matière de lutte contre la pauvreté et les inégalités, malgré les taux de remplacement élevés favorisés dans les pays où la pension publique est dite universelle. Le critère du taux de remplacement n'est donc pas ici pertinent pour observer les inégalités. C'est pourquoi nos résultats montrent l'importance de pas perdre de vue le retentissement fort des dépenses de vieillesse sur la réduction des inégalités de niveau de revenu par le passé.

## Bibliographie

**Aberg R., 1989**, « Distributive mechanisms of the welfare state. A formal analysis and an empirical application », *European sociological review*, vol. 5, n° 2, p. 167-82.

**Adams P., Hurd M., McFadden D., Merill A., Riebeiro T., 2003**, « Healthy, wealthy and wise ? Tests for direct causal paths between health and socio-economic status », *Journal of econometrics*, Elsevier, vol. 112, n° 1, p. 3-56.

**Atkinson A.B., 1970**, « On measurement of economic inequality », *Journal of economic theory*, vol. 2, n° 3, p 244-263.

**Attanasio O., Emmerson C., 2001**, « Differential mortality in UK », NBER working paper, n° 8 241.

**Barr N., 2001**, *The welfare state as piggy bank, information, risk, uncertainty, and the role of the State*, Oxford, Oxford University Press, 320 p.

**Bommier A., Magnac T., Rapoport B., Roger M., 2005**, « Droits à la retraite et mortalité différentielle », *Économie et prévision*, vol. 2, n° 168, p. 1-16.

**Bonnet C., Geraci M., 2009**, « Comment corriger les inégalités de retraite entre hommes et femmes ? L'expérience de cinq pays européens », *Populations et société*, n° 453.

**Bonnet C., Buffeteau S., Godefroy P., 2004**, « Retraite : vers moins d'inégalités hommes-femmes ? », *Population et sociétés*, Ined, n° 401.

**Breusch T.S., Pagan A.R., 1979**, « A simple test for heteroskedasticity and random coefficient variation », *Econometrica*, vol. 47, n° 5, p. 1 287-1 294.

**Briard K., Duc C., El Mekkaoui De Freitas N., Legendre B., Mage S., 2009**, « Aléas de carrières des seniors et impact sur les retraites », Document de travail n° 112, CEE.

**Brown S.G., Prus R. L., 2006**, « Income inequality over the later-life course: a comparative analysis of seven OECD countries », Sedap research paper n° 154.

**Davies P., Favreault M., 2003**, « Interaction between social security reform and the supplement security income program for the aged », Urban institute research of record working paper, December.

**Engelhardt G.V., Gruber J., 2004**, « Social security and the evolution of elderly poverty, NBER Working paper n° 10 466.

**Feldstein M.S., 1974**, « Social security, induced retirement and aggregate capital accumulation », *Journal of political economy*, vol. 42, n° 5, p. 905-926.

**Forster M.F., Mira d'Ercole M., 2005**, « Income distribution and poverty in OECD countries in the second half of the 1990s », Working paper, n° 22, OCDE.

**Gini C., 1921**, « Measurement of inequality of incomes », *The economic journal*, vol. 31, n° 121, p. 124-126.

**Goldman N., 2001**, « Social inequalities in health: disentangling the underlying mechanisms », *Annals of the New York Academy of sciences*, vol. 954, p. 118-139.

**Heckman J.J., 1979**, « Sample selection bias as a specification error », *Econometrica*, vol. 47, n° 1, p. 153-161.

**Monteil C., Robert Bobée I., 2005**, « Les différences sociales de mortalité : en augmentation chez les hommes, stables chez les femmes », *Insee Première*, n° 1 025.

**Organisation de coopération et de développement économiques, 2008**, *Croissance et Inégalités: distribution des revenus et pauvreté dans les pays de l'OCDE*, OCDE, 342 p.

**Ravallion M., Chen S., 2003**, « Measuring pro poor growth », *Economics letters*, Elsevier, vol. 78, n° 1, p. 93-99.

**Rupp K., Strand A., Davies P.-S., 2003**, « Poverty among elderly women: assessing SSI options to strengthen social security reform », *Journal of Gerontology*, vol. 58, n° 6, p. 359-368.

**Sapir A. et al., 2000**, *An agenda for a growing Europe*, Commission européenne, 2003.

**Stahlberg AC., 2007**, « Redistribution across the life course in social protection systems: an overview », in *Modernizing social policy for the new life course*, OCDE, Paris, p. 201-221.

**Theil H., 1967**, *Economics and information theory*, North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 488 p.

**Whitehouse E.R., Zaidi A., « Socio-economic differences in mortality, implication for pension policy », Social, employment and migration working paper n° 71, OCDE.**